УДК 004:519.6 (075.8)
ББК 32.973-01 я.7

ЦИФРОВЫЕ ОБОБЩЕННЫЕ ИМИТАЦИОННЫЕ МОДЕЛИ КОМПЛЕКСНЫХ СИГНАЛОВ, ПОМЕХ И ПОТОКОВ ТРЕБОВАНИЙ

Тукубаев З.Б.[1], Тукубаев А.З.[2]
(Учреждение Университет дружбы народов имени академика А.Куатбекова РК,г.Шымкент)

Разработаны алгоритмы и программы цифрового обобщенного имитационного моделирования федингових сигналов, комплексных помех и потоков данных в цифровых федингових радиосетях связи.

Ключевые слова: цифровая обобщенная имитационная модель, модель пространственно-временного радиоканала, атмосферные радиопомехи, радиопомехи соседних радиостанции, преднамеренные помехи, скоростные помехи и фединговые радиопомехи, плотность вероятности, модели реального времени.

---

[1] *Тукубаев Зухирхан Бейсекович, доктор технических наук, профессор (tukubaev1945@mail.ru). (г.Шымкент,ул.Борили,д.2,тел.87076016925).*

[2] *Тукубаев Aziz Зухирханоvich, магистр по специальности 05.13.01-системный анализ и управление* (*aziz.tukubaev@live.com*) *(г.Алматы, ул.Гагарина,д.65,тел. (87015526565).*

1. Введение

Современные радиоэлектронные системы (РЭС) при управлении удаленными подвижными обьектами на море (или в космосе) решают задачи большой сложности и работают, как правило, в тяжелой помеховой обстановке; под этим подразумевается воздействие комплексных помех - атмосферных, радиопомех соседних радиостанции, преднамеренных помех, скоростных помех и федингових помех. При этом, эти помехи воздействуют одновременно, что усложняет задачу оптимального приема сигналов.

Первым шагом к пути оптимального приема является определение закона распределения федингового сигнала в точке приема, поскольку закон распределения замирания сигнала в точке приема зависит от многих факторов: от географического расположения точки приема, от времени года и от времени в сутки, от дальности радиолиний, от состояния ионосферы и от других факторов.

Статистические модели радиоканалов (РК) не дают возможность управления в реальном времени, поскольку статистика измеряется при определенном состояний (модели) радиоканала выборочно во времени. И таким образом накапливается статистика, путем статобработки которой производится аппроксимация и установление вида модели радиоканала с большой адекватностью.

Эти модели можно использовать только при статистическом исследовании моделей РК. Но в процессе управления РПУ использовать эти модели неудобно.

При этом, в большинстве случаев (около 60-65%) связь устанавливается по “хорошим” каналам, где отношение сигнал/помеха больше единицы; к числу которых относятся радиоканалы моделей Рэлея и Райса (обобщеной Релеевской модели). Недостатки этих моделей – модели удовлетоворительно описывают РК за короткое время (интервал кратковременного среднего, которое длится несколько минут), затем связь снова теряется.

А по другим (“плохим”) радиоканалам связь не устанавливается, к числу таких каналов относятся радиоканалы моделей Хойта, Бэкмана, усеченно-нормальной и трехпараметрической и др.

В таких радиоканалах отношение сигнал/помеха (по оси абцисс) намного меньше единицы; в таких условиях сигнал не принимается.

В настоящее время построены большое количество одномерных законов распределений (ЗР) фединговых РК как дискретной, так и непрерывной формах (4-12).

Многообразие ЗР исследуемых РК делает возможным использование статистических моделей только при исследований.

А в реальном времени при управлений радиоприемными устройствами статистические модели использовать неудается.

Возникает необходимость построения **цифровой обобщенной имитационной модели**, которая охватывала бы все существующие модели РК и которую можно было бы использовать **в реальном времени** для измерения и для управления радиоприемными системами.

2. Основная часть

2.1. ЦИФРОВЫЕ ОБОБЩЕННО ИМИТАЦИОННЫЕ МОДЕЛИ ФЕДИНГОВЫХ РАДИОКАНАЛОВ

Первой задачей является поиск обобщеного закона распределения (ЗР) замирания федингового радиоканала (РК). Поиску обобщенных ЗР федингового РК посвящены труды Райса, Эрланга, Пуассона [1-10], Накагами [10], Б.И.Кузьмина, Н.Н.Крылова [11], Камнева Е.Ф.[12], Кловкого Д.Д.[13], Шапцева В.А.[15], Пальма, Джонсона, Фишера, Мидлтона, Певницкого, Лихтера и др.

Принципиальным отличием в данной работе подхода является создание математического аппарата формирования случайных процессов с произвольными, но заране заданными ЗР.

Тут мы пользуемся обобщенным законом Б.И.Кузьмина, Н.Н.Крылова, опубликованный в [11]. Этот подход дает возможность получить **любые необходимые исследователю** распределения случайных величин.

Плотность вероятности обобщенного закона распределения

$$P_{k,q,\varphi(x)} = \frac{[\varphi(x)]^{k+q-1}}{\Gamma\left(\frac{k}{q}+1\right)\cdot q^{k/q}} \cdot \exp\left[-\frac{1}{q}\cdot\varphi^{q}(x)\right] * \left|\frac{d\varphi(x)}{dx}\right| * dx$$

имеет вид:

(1)

Для односторонних законов для переменной x функция распределения (ФР) может быть записана в виде:

$$P_{k,q,\varphi(x)} = \frac{\Gamma\left\{\left(\frac{k}{q}+1\right), \frac{\varphi^{q}(x)}{q}\right\}}{\Gamma\left(\frac{k}{q}+1\right)}, \ldots x \in [0,\infty)$$

(2)

Ряд распределений получается из (1) для образующих функций вида $u = q^{-1}t^{q}, q = 1,2,3\ldots$ при $q = 1,2\ldots$ и $\varphi(x) = \alpha x^{\beta} - \gamma$.

Для **логарифмически нормального закона** $\varphi(x) = x\ln x - \gamma$, а для **двойного показательного закона** $\varphi(x) = \beta\exp(\alpha x \pm \gamma)$.

При введений фактора времени вводились корреляционные коэффициенты по ортогональным составляющим комплексного сигнала пространственно-временного (ПВ) - радиоканала, т.е. построена шестипараметрическая обобщенная модель ПВ – радиоканала, на основе обобщенной модели Кловского [13].

Модель Кловского зависит от 4 параметров: m_x, m_y, σ_x, σ_y. Потому называется четырехпараметрической.

В общем виде модель имеет такой вид:

(3) $$W_H(\gamma)=\frac{\gamma}{\sigma_x\sigma_y}\cdot e^{-\frac{m_y^2+\gamma^2}{2\sigma_y^2}-\frac{m_x^2}{2\sigma_x^2}}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{H_{2k}(\alpha)}{(2k)!!2k}\cdot\gamma^k\left(\frac{\sigma_y^2}{m_y}\right)^k\left(\frac{1}{\sigma_x^2}-\frac{1}{\sigma_y^2}\right)^k\cdot I_k\left(\frac{\gamma m_y}{\sigma_y^2}\right)$$

Здесь $H_{2к}$ - полином Эрмита, $I_к(0)$ - модифицированная функция Бесселя нулевого порядка.

Частные модели этой модели получим при различных значениях параметров:

1. При $m_x \approx m_y \approx 0,\quad \sigma_x^2 \approx \sigma_y^2$ значениях параметров получим получим однопараметрическое распределение Релея:

(4) $$W(\gamma)=\frac{\gamma}{\sigma^2}e^{-\frac{\gamma^2}{2\sigma^2}}.$$

2. При $m_x = A, m_y \approx 0,\quad \sigma_x^2 \approx \sigma_y^2$ значениях параметров получим двухпараметрическое обобщенное распределение Релея или распределение Райса:

(5) $$W(\gamma)=\frac{\gamma}{\sigma^2}\ell^{-\frac{\gamma^2+\gamma_P^2}{2\sigma^2}}\cdot I_0\left(\frac{\gamma\gamma_P}{\sigma^2}\right),$$

где $I_o(\cdot)$ – модифицированная функция Бесселя.

3. При $m_x = A, m_y \approx 0,\quad \sigma_x^2 < \sigma_y^2$ значениях параметров получим двухпараметрическое распределение Бэкмана:

(6) $$W_3(\gamma)=\frac{\gamma}{\sigma_x\sigma_y}\ell^{-\frac{\gamma^2+\gamma_p^2}{2\sigma_x^2}}\sum_{k=0}^{\infty}\frac{(2k-1)!!\left(\sigma^2{}_y-\sigma^2{}_x\right)^k}{k!2^k\sigma_y^{2k}\gamma_p^k}\cdot\gamma^k\cdot I_k\left(\frac{\gamma\cdot\gamma_p}{\sigma_x^2}\right),$$

4. Распределение Хойта имеет 2 парамета: $\sigma_x^2 < \sigma_y^2$,

$m_x \approx m_y \approx 0$:

(7)
$$W(\gamma) = \frac{\gamma}{\sigma_x \sigma_y} \exp\left(-\frac{\gamma^2}{2\sigma^2 x} \right)_1 F_1\left[\frac{1}{2}, 1, -\frac{\gamma^2}{2}\left(\frac{1}{\sigma^2 x} - \frac{1}{\sigma^2 y} \right) \right] =$$
$$= \frac{\gamma}{\sigma_x \sigma_y} \exp\left[-\frac{\gamma^2}{4}\left(\frac{1}{\sigma^2 x} + \frac{1}{\sigma^2 y} \right) \right] I_0\left[\frac{\gamma^2}{4}\left(\frac{1}{\sigma^2 x} - \frac{1}{\sigma^2 y} \right) \right].$$

5. При значений $\sigma_x^2 << \sigma_y^2$, $m_x = A, m_y \approx 0$ получим трех параметрическую модель:

(8)
$$W(\gamma) = \frac{\gamma}{\sigma_y \sqrt{2\pi\left(\gamma^2 - m_x^2\right)}} \left\{ \exp\left[-\frac{\left(\sqrt{\gamma^2 - m_x^2} - m_y\right)^2}{2\sigma_y^2} \right] + \exp\left[-\frac{\left(\sqrt{\gamma^2 - m_x^2} + m_y\right)^2}{2\sigma_y^2} \right] \right\}.$$

6. При значений $\sigma_x^2 << \sigma_y^2$, $m_x \approx m_y \approx 0$ получим односторонюю усеченую нормальную модель:

(9)
$$W(\gamma) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_y^2}} e^{-\frac{\gamma^2}{2\sigma_y^2}}.$$

7. Часто при аналитических исследованиях в стационарных интервалах используется *m* распредление Накагами [10] :

(10)
$$W_m(\gamma) = \frac{2m^m \gamma^{2m-1}}{\Gamma(m)\left(\overline{\gamma^2}\right)^m} \exp\left(-\frac{m}{\overline{\gamma\ell}} \gamma^2 \right), m \geq \frac{1}{2},$$

здесь $m = \dfrac{\left(\overline{\gamma^2}\right)^2}{<\left(\gamma^2 - \overline{\gamma^2}\right)>}$ – параметр определяющий глубину федингового процесса.

8. Профессор Шапцев В.А. при исследований федингового сигнала распределение амплитуд сигнала использует распределение Накагами – Райса [15].

$$(11)\qquad W(u_c)=\frac{2u_\ell^{2m-1}\cdot m^m}{\Gamma(m)\gamma}\exp\left\{\frac{\left(u_c^2+u_0\right)m}{\overline{\gamma}^2}\right\}\cdot \mathrm{I}_0\left(\frac{2u_c u_0^m}{\overline{\gamma}^2}\right),$$

здесь, $m \geq 0.5,\ U_0 > 0,\ \ \overline{\gamma}^2 > 0.$

9. Логарифмически нормальное распределение

В радиотехнике медленные фединговые замирания создают большие помехи при передаче данных по радиоканалам.

К таким помехам относятся атмосферные и индустрияльные помехи. Распределение амплитуд таких помех описывается логарифмически нормальной функцией (12):

$$(12)\quad \omega(y)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0 y}e^{-}\frac{\ell n^2 y}{2\sigma_0^2},m_y=\sqrt{e}\sigma_0,\sigma_y^2=e(e-1)\sigma_0^2,$$

где: σ_0^2, $r_0(\tau)$ - коэффициенты распределения.

Для цифрового моделирования фединговых сигналов **в реальном времени вводится фактор времени**, т.е. вводились корреляционные коэффициенты по ортогональным составляющим ρ_x, ρ_y комплексного сигнала пространственно-временного (ПВ) - радиоканала, т.е. **автором** построена **шестипараметрическая цифровая обобщенно имитационная модель (ЦОИМ)** ПВ – радиоканала, на основе вышеприведенной обобщенной модели Кловского [1-10].

Обобщенные модели обладают большой универсальностью, значимостью и также высокой адекватностью; но их использование в аналитической форме создает большие трудности даже при использовании РС ЭВМ. А при исследовании и проектирований систем реального времени использование их становится невозможным.

Поэтому для исследования и проектирования систем реального времени предлагается **разработать и использовать цифровые модели реального времени.**

Алгоритмы цифрового моделирования сигналов и помех можно разделить на два класса: алгоритмы цифрового моделирования сигналов с ограниченным спектром частот (марковские сигналы) и алгоритмы цифрового моделирования сигналов с неограниченным спектром частот (немарковские сигналы). При моделировании марковских сигналов обеспечивается условие Котельникова по определению шага дискретизации $\Delta t = \dfrac{1}{2F_m}, F_m$ – максимальная частота спектра сигнала.

Для стационарных нормальных процессов в настоящее время созданы очень экономичные алгоритмы.

Основы этих алгоритмов таковы: будем считать,что задана последовательность нормальных псевдослучайных чисел $x[n]$ (“дискретный белый шум”), путем линейного преобразования их получим коррелированую последовательность по заданному закону $\xi[n]$, т.е. отрезок случайного процесса.

Здесь операторы линейного преобразования задаются в виде алгоритма скользящего суммирования:

$$\xi[n] = \sum_{K=1}^{N} C_K * x[n-K], \tag{13}$$

или рекуррентно разностного алгоритма:

$$\xi[n] = a_0 x[n] + a_1 x[n-1] + \ldots + a_l x[n-l] - b_1 \xi[n-1] - b_2 \xi[n-2] - \ldots - b_m \xi[n-m] = \tag{14}$$

$$= \sum_{K=0}^{l} a_K x[n-K] - \sum_{K=1}^{m} b_K \xi[n-K]$$

Вид корреляционной функции определяется значения\ми параметров: a_K, b_K, c_K.

Эти алгоритмы отличаются простотой и дают возможность имитировать процессы любой длительности .

Алгоритмы цифрового моделирования для марковских моделей дается в такой форме: сначала моделируется пара нармальных чисел для ортогональных составляющих *x* и *y* по алгоритму:

*(прим.,немарковские модели рассмотрим позже)

(15) $$\begin{cases} x[n] = m_x + \sigma_x \sqrt{-2\ln R1}(\sqrt{1-\rho_{xy}}\cos 2\pi R2 + \rho_{xy}\sin 2\pi R2) \\ y[n] = m_y + \sigma_y \sqrt{-2\ln R1}\sin 2\pi R2 \end{cases},$$

где $R1,R2$ – random [0;1].

При отсутствии корреляции между ортогональными координатами $\rho_{xy} \approx 0$, получим:

(15.1) $$\begin{cases} x[n] = m_x + \sigma_x \sqrt{-2\ln R1}\cos 2\pi R2 \\ y[n] = m_y + \sigma_y \sqrt{-2\ln R1}\sin 2\pi R2. \end{cases}$$

А затем моделируется два нормального процесса по времени для ортогональных составляющих *x* и *y*; где отсутствие методической погрешности при дискретизаци непрерывных процессов $x(t)$, $y(t)$ обеспечивается выбором дискретного шага Котельникова $\Delta t = \dfrac{1}{2F}$.

Параметры a_0, b_1, c_2 экспоненциальной корреляционной функции (КФ) определяются методом факторизацией и равны:

$$a_0 = \sqrt{1-\rho^2}, \quad b_1 = -\rho = e^{-\gamma*}, \quad c_2 = \gamma_* = \omega\Delta t.$$

Уравнения числовой фильтрации для $x_i[n]$, $y_i[n]$ имеет вид:

(16) $$M_{x,i} + x_i[n] = \sigma_{x,i}\sqrt{1-\rho_{x,i}^2}\cdot N(0.1) + \rho_{x,i}\cdot x_i[n-1],$$

(16.1) $$M_{y,i} + y_i[n] = \sigma_{y,i}\sqrt{1-\rho_{y,i}^2}\cdot N(0.1) + \rho_{y,i}\cdot y_i[n-1],$$

где $M_{x,i}$, $M_{y,i}$ - математические ожидания, а $\sigma_{x,i}^2$, $\sigma_{y,i}^2$ – дисперсии оргональных компонентов $x_i[n]$, $y_i[n]$.

Ниже приводится программа имитационного моделирования федингового процесса по вышеприведенному алгоритму; программа написана на языке Турбо Паскаль:

Текст программы

```
program Mx14;
uses crt;
var i,j:integer;
   cx,cy,x1,x2,q1,q2,Rox,Roy,Mx,My:real;
   z,f,x,y,x3,y2:array[0..100] of real;
   label ter,ter1;
begin clrscr;
Rox:=0.1; Roy:=0.1; cx:=5; cy:=5; Mx:≈0; My:≈0;
x[0]:=0; Y[0]:=0;
for i:=1 to 60 do
begin
ter1:   q1:=random;
ter:    q2:=random;
if q2=0 then goto ter;
 x1:=sqrt(-2*ln(q2))*cos(2*pi*q1);
 x2:=sqrt(-2*ln(q2))*sin(2*pi*q1);
 x[i]:=(cx*x1*sqrt(1-sqr(ROX))+rox*x[i-1]);
 x3[i]:=x[i]+Mx;
 y[i]:=(cy*x2*sqrt(1-sqr(Roy))+Roy*y[i-1]);
 y2[i]:=y[i]+My;
 write('x[',i,']=',x[i]:5:2);
 write('y',y[i]:5:2);
 z[i]:=sqrt(sqr(x3[i])+sqr(y2[i]));
 if (x3[i])=0 then goto ter1;
 f[i]:=arctan(y2[i]/x3[i]);
 write('z',z[i]:5:2);
 write('f',f[i]:5:2);
 end; end.
```

При различных значениях шести параметров cx,cy,Mx,My, Rox, Roy мы можем получить программу для вычисления характеристик по вышеуказанным моделям: Релея, Райса, Хойта, Бэкмана, усеченно нормальной модели и трехпараметрической.

Рис. 1. График шестипараметрического гауссовского процесса

Фаза вектора общего гаусовского процесса распределяется между $-\pi \leq \varphi \leq \pi$ по разному; только в случае релеевского распределения фаза вектора распределяется равномерно в указанном интервале.

Рис. 1.б График изменения фазы шестипараметрического гауссовского процесса

1. Имитационное моделирование стационарного (Марковского 1-степени) нормального случайного процесса.

Плотность вероятности нормальных случайных чисел описываются уравнением (4).

Допустим марковский процес задан корреляционной функцией вида:

$$R(\tau) = e^{-\omega_*|\tau|}, R[n] = e^{-\gamma[n]};$$

Тогда алгоритм его моделирования имеет вид (16.1),

где $N[n]$- нормальные псевдослучайные числа с параметрами m=0, $\sigma_0 = 1$; которые находятся по алгоритмам: (15,15.1).

Текст программы:

```
PROGRAM LAB1;
USES CRT;
CONST PI=3.1415; RO=0.1;
LABEL OTU;
VAR S1:ARRAY[1..200] OF REAL;
   I:INTEGER;   RA1,RA2,X,XX:REAL;
BEGIN CLRSCR;
     S1[I]:=0;
     FOR I:=1 TO 20 DO BEGIN
         RA2:=RANDOM;
         OTU: RA1:=RANDOM;
         IF RA1=0 THEN   GOTO OTU;
         X:=SQRT(-2*LN(RA1))*COS(2*PI*RA2);
         S1[I]:=SQRT(1-RO*RO)*X+RO*S1[I-1];
         WRITELN('S1[',I,']=',S1[I]:6:4); END; END.
```

Рис.2 Нормальный процес (простой марковский процес 1-порядка)

Моделирование марковского процесса второй степени

Марковский процесс второй степени имеет экспоненциально косинусную корреляционную функцию:

$$\mathrm{R}[\tau] = \sigma^2 e^{-\omega_*|\tau|} \cos\omega_0\tau,$$

В дискретной форме имеет вид::

$$R[n] = \sigma^2 e^{-\gamma_*[n]} \cos\gamma_0 n;$$

Алгоритм моделирования имеет вид:

$$\gamma_* = \omega_*\Delta t, \;\; \gamma_0 = \omega_0\Delta t,$$

(17) $\xi[n] = a_0 N[n] + a_1 N[n-1] - b_1\xi[n-1] - b_2\xi[n-2],$

$$b_1 = -2\rho\cos\gamma_0; \; b_2 = \rho^2;$$

$$\begin{cases} A_0 = (1-\rho^2)\rho\cos\gamma_0; \\ \upsilon_0 = \dfrac{1+\rho^2}{2\rho\cos\gamma_0}; \end{cases}$$

$$\upsilon_{1,2} = \upsilon_0 \pm \sqrt{\upsilon_0^2 - 1};$$

$$a_0 = -\sqrt{A_0 \upsilon_{1,2}}; a_1 = \sqrt{\frac{A_0}{\upsilon_{1,2}}};$$

Здесь $N[n]$, $N[n\text{-}1]$ - нормальные псевдослучайные числа с параметрами m=0, $\sigma = 1$, определяются по алгоритму (15).

Текст программы:

```
PROGRAM Lab 2;
USES CRT;
CONST PI=3.1415; SIG=1;RO=0.1;
LABEL OTU;
VAR X,KSI:ARRAY[0..20]OF REAL;
N:INTEGER;B1,B2,YA0,V0,V1,A1,a0,X22,X11,GAM:REAL;
   BEGIN CLRSCR;
   GAM:=PI/6;
   B1:=-2*RO*COS(GAM);
   B2:=RO*RO;
   YA0:=(1-SQR(RO))*RO*COS(GAM);
   V0:=(1+(RO*RO))/(2*RO*COS(GAM));
   V1:=V0+SQRT((V0*V0)-1);
   a0:=-SQRT(YA0*V1);
   A1:=SQRT(YA0/V1);
     FOR N:=1 TO 20 DO BEGIN
     X22:=RANDOM;
OTU:  X11:=RANDOM;
IF X11=0 THEN   GOTO OTU;
X[N]:=SIG*SQRT(-2*LN(X11))*SIN(2*PI*X22);
KSI[N]:=a0*X[N]+A1*X[N-1]-B1*KSI[N-1]-B2*KSI[N-2];
  WRITELN('KSI[',N,']=',KSI[N]:6:4);
  END; END.
```

Рис.2.6 Нормальный процес (простой марковский процес 2-порядка)

Моделирование логарифмически нормального процесса

В радиопередаче данных медленные фединговые замирания создают очень большой уровень помех; к таким помехам относятся атмосферные и индустриальные помехи.

Функция распределения таких процессов описывается такой функцией (12).

Дискретные реализацияции $\xi[n]$ нормального стационарного процесса находятся по алгоритму (16,16.1):

А реализации логарифмически нормального процесса определяются по формуле:

(18) $y[n]=e^{\xi[n]}$.

Текст программы:

```
PROGRAM LAB5;
USES CRT;
CONST PI=3.1415; RO=0.9;
LABEL OTU;
VAR S1,Y:ARRAY[1..20] OF REAL;
```

```
  I:INTEGER;
  RA1,RA2,X,XX:REAL;
BEGIN CLRSCR;      S1[I]:=0;
   FOR I:=1 TO 20 DO
   BEGIN      RA2:=RANDOM;
       OTU: RA1:=RANDOM;
       IF RA1=0 THEN   GOTO OTU;
       X:=SQRT(-2*LN(RA1))*COS(2*PI*RA2);
       S1[I]:=SQRT(1-RO*RO)*X+RO*S1[I-1];
       Y[I]:=EXP(S1[I]);
       WRITELN('Y[',I,']=',Y[I]:6:4);
       END; END.
```

Рис.3 График логарифмически нормально распределенного процесса

Рис.3.6 График логарифмически нормально распределенного процесса

Моделирование релеевского процесса

Релеевский процес описывается плотностью вероятности

(4) $w(y)=\frac{y}{\sigma^2}e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}}, m_y=\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma_0, \sigma_y^2=\left(2-\frac{\pi}{2}\right)\sigma_0^2,$

где: σ_0^2, $r_0(\tau)$ - коэффициенты распределения.

Алгоритм моделирования релеевского процесса можно получить из общего уравнения (16,16б), извлекая из корня сумму квадратов $x_i[n]$ и $y_i[n]$ или по уравнению: (19) $y=\sigma*\sqrt{-2*\ln(R1)}$, где R1- random равномерно распределенное в интервале $[0,1]$, при выполнении условия: $m_x\approx m_y\approx 0, \sigma_x\approx\sigma_y, \rho_x\approx\rho_y$.

Рис.3.6 График релеевского процесса

Моделирование обобщенно релеевского процесса или райссовского процесса

Райсовский процес описывается плотностью вероятности (5).

Алгоритм моделирования обобщенно релеевского процесса или райссовского процесса, сдвинув по оси X математическое ожидание на постоянное число $m_x \approx$ A, получим райсовский процесс, т.е. $m_x \approx A, m_y \approx 0, \sigma_x \approx \sigma_y, \rho_x \approx \rho_y$ из (16.1).

Рис.5 График райссовски распределенного процесса

Алгоритм моделирования Райсовского распределения имеет вид: $y=\sqrt{(x_1+a)^2+x_2^2}$;

здесь: x_1 , x_2 – нормально распределенные псевдослучайные числа с параметрами $(0, \sigma^2)$.

Моделирование Хойтовского процесса или подрелеевского процесса

Хойтовский процес называется подрелеевким, поскольку уровень сигнала хойтовской модели намного ниже чем уровень сигнала релееского канала. При этом, выполняется условие $m_x \approx m_y \approx 0, \quad \sigma_x < \sigma_y, \quad \rho_x = \rho_y$ из (16.1).

Рис.6 График хойтовского или подрелеевкого процесса

Моделирование процесса Бэкмана

Имитационную модель процесса Бэкмана можно получить при выполнения условия: $m_x \approx A, m_y \approx 0, \quad \sigma_x < \sigma_y, \quad \rho_x = \rho_y$ из

(16.1). Отличается от подрелеевской модели тем, что постоянная составляющая по оси X намного превосходит дисперсию по той же оси X.

Рис.7 График Бэкмановской модели процесса

Моделирование усеченно нормального процесса

В такой модели радиоканал считается непроходимым. Но при соблюдений определенных правил радиоканал можно использовать для передачи данных; например, разнесенный прием сигнала по многим координатам: по времени, по частоте, в пространстве. В такой модели соблюдаются условия: $m_x \neq 0, m_y \approx 0, \quad \sigma_x << \sigma_y, \quad \rho_x = \rho_y$ из (16.1).

Рис.8 График процесса усеченно нормальной модели

Моделирование трех параметрического процесса

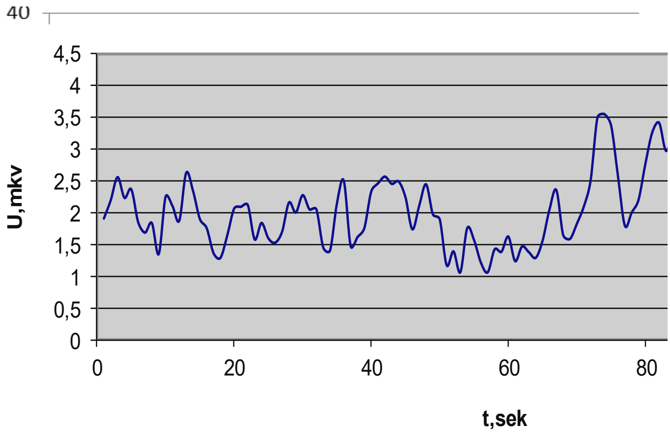


Рис.9 График процесса трехпараметрической модели

Условия существования трехпараметрической модели $m_x \approx A, m_y \approx 0, \sigma_x << \sigma_y, \rho_x = \rho_y$ из (16.1).

Рис.9.6 График процесса трехпараметрической модели

Моделирование радиопомех по модели Винера первой степени

В радиопередаче основным видом помехи является «белый шум» или «белая помеха».

Корреляционная функция такой помехи имеет вид:

$$R^{(1)}(\tau) = N_0\delta(\tau).$$

В дискретной форме:

$$R^{(1)}[n,1] = \begin{cases} N_0\Delta t, n = 0 \\ 0, |n| > 0. \end{cases}$$

Дисперсия таких помех имеет вид - $N_0\Delta t;$

Алгоритм моделирования Винеровского процеса первой степени представляется:

(20) $\xi[n] = \xi[n-1] + \sqrt{N_0\Delta t} * x[n],$

здесь $x[n]$ – нормальные псевдослучайные числа с параметрами (m=0, $\sigma = 1$), определяются по алгоритму (15,15.1).

Текст программы:

```
PROGRAM Lab3;
USES CRT;
CONST PI=3.1415; M=20; SIG=1; NODT=2;
LABEL OTU;
VAR X,KSI:ARRAY[0..20] OF REAL;
   N:INTEGER;X1,X2:REAL;
BEGIN CLRSCR;
   KSI[0]:=0;
   FOR N:=1 TO M DO BEGIN
        X2:=RANDOM;
   OTU:  X1:=RANDOM;
IF X1=0 THEN   GOTO OTU;
     X[N]:=SIG*SQRT(-2*LN(X1))*SIN(2*PI*X2);
     KSI[N]:=KSI[N-1]+SQRT(NODT)*X[N];
     WRITELN('KSI[',N,']=',KSI[N]:6:4);
   END; END.
```

Рис.10 График процесса Винера первой степени

Моделирования процесса Винера второй степени

Процессы Винера второй степени встречаются в виде «белых шумов». Корреляцинная функция второй производной таких шумов имеет вид равномерно распределенной функции $N_0\delta(\tau)$ и $R^{(2)}(\tau) = N_0\delta(\tau)$. В дискретной форме представляется :

$$R^{(2)}(n,1] = \begin{cases} \dfrac{2N_0\Delta t^3}{3}, n = 0 \\ \dfrac{N_0\Delta t^3}{6}, |n| = 1, \\ 0, |n| > 1 \end{cases}$$

Первая производная такого сигнала моделируется по такому алгоритму: $\xi^{(2)}[n] = a_0 x[n] + a_1 x[n-1]$. А сам процес моделируется по алгоритму:

(21) $\xi[n] = a_0 x[n] + a_1 x[n-1] - 2\xi[n-1] - \xi[n-2]$,

где: $x[n]$, $x[n\text{-}1]$ - нормальные псевдослучайные числа определяются по алгоритму (15,15.1).

А a_0, a_1 - параметры определяются по формулам:

$$a_0 = \frac{\sqrt{2-\sqrt{3}}}{\sqrt{6}}; \quad a_1 = \frac{1}{\sqrt{6}} * \frac{1}{\sqrt{2-\sqrt{3}}}.$$

Текст программы:

```
PROGRAM LAB4;
USES CRT;
CONST PI=3.1415; RO=0.001;
LABEL OTU;
VAR S1,X:ARRAY[1..20] OF REAL;
   I:INTEGER;
   RA1,RA2,XX,A0,A1:REAL;
BEGIN CLRSCR;
     S1[1]:=0;
     S1[2]:=0;
```

```
A0:=SQRT(2-SQRT(3))/SQRT(6);
A1:=1/SQRT(6)*1/SQRT(2-SQRT(3));
FOR I:=3 TO 20 DO
BEGIN
    RA2:=RANDOM;
OTU: RA1:=RANDOM;
    IF RA1=0 THEN   GOTO OTU;
    X[I]:=SQRT(-2*LN(RA1))*COS(2*PI*RA2);
    S1[I]:=A0*X[I]+A1*X[I-1]+2*S1[I-1]-S1[I-2];
    WRITELN('S1[',I,']=',S1[I]:6:4);
 END;END.
```

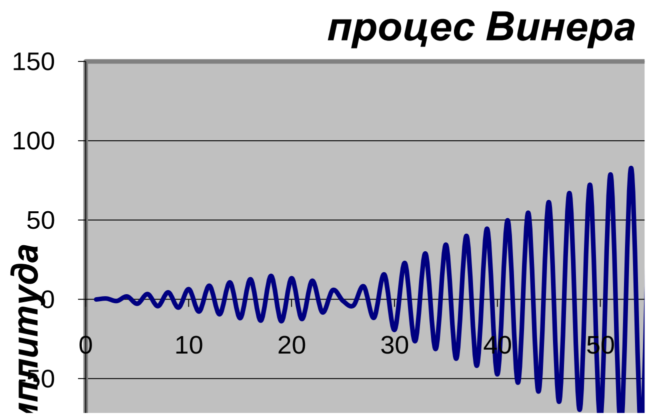


Рис.10.б График процесса Винера второй степени

Алгороитм моделирования случайных сигналов распределенных по показательному закону

Плотность распределения случайных сигналов распределенных по показательному закону имеет вид:

(22) $y = \lambda e^{-\lambda y}$, $y \geq 0, m_y = \sigma_y = \dfrac{1}{\lambda}$.

Алгоритм моделирования имеет вид:

(22.1) $y = -\frac{1}{\lambda}\ln x$, x- Random равномерно распределенные псевдослучайные числа в интервале [0-1].

Модели случайных сигналов распределенных по показательному закону используются для иммитации марковских сигналов и для иммитации простейших Пуассоновских потоков требовании.

Алгороитм моделирования случайных сигналов распределенных по закону хи квадрат

Плотность распределения случайных сигналов распределенных по закону хи квадрат имеет вид:

(23) $$\omega(y) = \frac{1}{2^{\frac{m}{2}} \cdot \Gamma\left(\frac{b}{2}\right)\sigma^2} \cdot \left(\frac{y}{\sigma^2}\right)^{\frac{b}{2}-1} \cdot e^{-\frac{y}{2\sigma^2}}; y \geq 0,$$

здесь Г(x) – гамма функция.

Алгоритм моделирования случайных чисел распределенных по закону χ^2 m- степени имеет вид:

(24) $$y = \sum_{K=1}^{m} x_K^2 ,$$

Здесь x_K – нормальные псевдослучайные числа с параметрами (0, σ^2) и с номерами K.

Они моделируются по алгоритму (15,15.1).

Ниже приводится программа на языке Турбо Паскаль.

```
PROGRAM XiKvadrat;
USES CRT;
CONST PI=3.1415;SIG=1;
LABEL OTU;
VAR X,Y:ARRAY[0..20] OF REAL;
  M,I:INTEGER;X2,X1,R1:REAL;
  WRITELN('ВВОД M=',M:2);
```

```
BEGIN CLRSCR;
Y[0]:=0;
 FOR I:=1 TO 20 DO BEGIN R1:=0;
 FOR J:=1 TO M DO BEGIN
 X2:=RANDOM;
 OTU: X1:=RANDOM;
 IF X1=0 THEN   GOTO OTU;
  X[J]:=SIG*SQRT(-2*LN(X1))*SIN(2*PI*X2);
  R1:=R1+SQR(X[J]);
  END;
  Y[I]:=R1;
  WRITELN('Y[',I,']=',Y[I]:6:4);
END; END.
```

Внизу на рисунке 11 показано распределение   Хи квадрат как сумма квадратов четырех нормально распредленных сигналов.

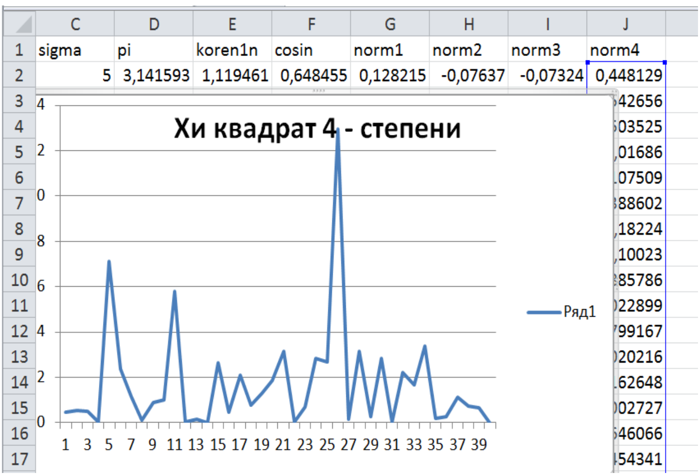


Рис.11 График процесса Хи квадрат четвертой степени

2.2 ЦИФРОВЫЕ ОБОБЩЕННО ИМИТАЦИОННЫЕ МОДЕЛИ ПОТОКОВ ТРЕБОВАНИЙ В ЦИФРОВЫХ СЕТЯХ СВЯЗИ

На рисунке 12 показано распределение Хи квадрат как сумма квадратов четырех нормально распредленных потоков данных.

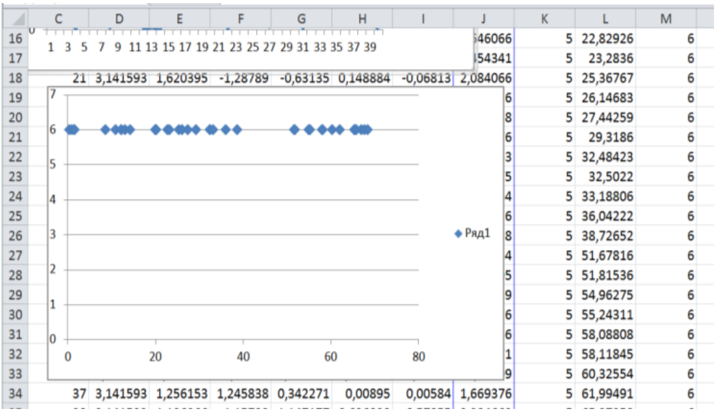


Рис.12 График потока Хи квадрат четвертой степени

При использований обобщенной цифровой модели изменяются во времени измеряемые фактические параметры модели **непрерывно во времени**; при этом измерение производится методом скользящего окна,что дает возможность обьединения во времени процессов измерения, анализа, идентификации и управления.

Такая возможность создается при использований CASE – технологий при проектирований современных сложных систем.
При этом на основе сложной проектируемой системы стройтся ее обобщенная модель, которая должна охватывать все возможные варианты состояния этой системы.

Затем исследуя временные характеристики сложной системы строятся имитационные модели процессов, которые также должны быть охвачены обобщенной моделью.

Эта задача требует анализа временных характристик системы, т.е. анализа автокорреляционных характеристик проектируемой модели системы.

При разработке алгоритма моделирования сложной системы модель становится еще сложнее; например при моделирований четырехпараметрической модели Кловского при учете автокорреляционных коэффициентов модель будет иметь шесть параметров, т.е. модель становится шестипараметрической.
При этом необходимо учесть взаимокорреляционную функцию ортогональных компонент комплексного федингового сигнала.

Такая сложность окупается при использований модели: модель используется не только для исследования и проектирования, она также используется в процессе прогнозирования и управления, что очень важно при разработке и проектирований сложных систем реального времени.

Выше мы рассмотрели обобщенные модели радиосигналов с федингowыми замираниями. Расмотрим **обобщенные модели потоков заявок в узлах связи.**

Общая модель представляется таким образом: A/B/m, здесь A и B – распределения времени между заявками, A- моменты поступающих заявок, а B- дисциплина обслуживания; m-количество системы обработки (количество каналов).

Ниже приведены наиболее часто встречающееся законы распределения потоков заявок [3,12]:

1) показательный закон (Markovian) или закон Пуассона (22,22.1) (примитивный поток),

2) r- степени Эрлангов распределение

(25): $$b(x) = \frac{\mu^{K+1}}{\Gamma(K+1)} \cdot X^{K} \cdot e^{-\mu x};$$

3) R - степени гиперстепенное распределение:

(26) $$b(x) = \sum_{i=1}^{R} \alpha_i \mu_i e^{-\mu_i x} \left(\sum_{i=1}^{R} \alpha_i = 1, \alpha_i \geq 0 \right);$$

(15,16) нормальное распределение, (4,19) распределение Релея.

Эти законы распределения были использованы при моделирований сигналов в федингowых радиоканалах, нестационарных потоков заявок, помех различной структуры;

например, нормальный и релеевский законы распределения были использованы для имитационного моделирования (федингoвых) радиоканалов с замираниями.

Законы распределения Пуассона и Эрланга различной степени были использованы для моделирования потоков сообщений и их обслуживания в узлах связи, которые приводятся ниже.

Алгоритмы имитационного моделирования построены на MS Excel, который отличается простотой, удобством и наглядностью в использовании.

Закон распределения Пуассона - являясь дискретным законом распределения, также является предельным и очень важным случаем биномиального закона распределения.

При возрастании параметра *n* и при фиксированном значении $np=\lambda > 0$ биномиальное распределение *B(n,p)* сходится к Пуассоновскому.

Таким образом, случайное число с параметром λ распределенное по закону Пуассона достигнет неотрицательного целого значения с вероятностью:

(27) $$P(k/\lambda)=\frac{e^{-\lambda}\lambda^{k}}{k!},k=0,1,2,...$$

Интегральная функция распределния вероятности имеет вид:

(28) $$F_{\lambda}(k)=\frac{\Gamma(k+1,\lambda)}{k!},k=0,1,2,...$$

В распределении Пуассона **математическое ожидание и дисперсия случайного числа равны** и определяеются параметром λ. Этому можно привести множество примеров; например, в определенный интервал времени количество проезжающих автомобилей по дороге, или количество звонков в автоматической телефонной станции (АТС), или количество вызовов поступивщих за заданный интевал времени в веб-сервер, или количество ошибок за заданный обьем теста или количество звезд за выбранный участок неба.

Пуассоновский или простейщий поток образует Эрланговский поток 0 степени. Если удалять каждое второе требование в Пуассоновском потоке, то получим поток Эрланга первой степени.

Таким образом можно получить Эрланговый поток k- степени при k- раз повторений указанного процесса. При k- стремлений к бесконечности (или очень большом значении) мы получим регулярный поток, т.е. эффект случайности исчезает.

Важное свойство простейщего потока – **свойство ординарности**, т.е. в каждый момент времени происходит одно событие.

Еще одно важное свойство простейщего потока - высокая корреляция во времени или высокий уровень последействия. Чем больше уровень потоков Эрланга, тем ниже уровень последействия.

На основе предельной теоремы можно установить факт, что сумма случайных чисел будет неслучайным.

Здесь, чем больше количество случайных чисел, тем точнее можно предсказать их сумму.

Для Пуассоновского потока или потока Эрланга нулевой степени время между требованиями: τ_i^0 определяется по формуле (22.1). Для потоков Эрланга распределение времени между требованиями определяется как:

(28 $P\left(\tau_i^k\right) = \dfrac{\lambda \cdot (\lambda \cdot t)^{k-1}}{(k-1)!} \cdot e^{-k \cdot t}, k = 0,1,2,...$

Параметр потока Эрланга κ-степени $\lambda_k = \lambda / k$, где λ – интенсивность простейщего потока, λ_k - интенсивность потока Эрланга κ-степени.

Параметры закона Эрланга определяется: $M_k = 1/\lambda_k$, $\sigma_k = 1/\mathrm{sqrt}(k)/\lambda_k$. При этом, $k = 0$, т.е. при простейщем потоке M_k и σ_k одинаковые.

При $k \to \infty$, события происходят в детерминированных моментах времени, и при этом, $\sigma \to 0$. Получим регулярный поток.

Ниже приводится обобщенный алгоритм имитационного моделирования простейщего потока Пуассона и потоков Эрланга высокой степени, алгоритм реализовани на MS Excel.

Алгоритм дается в следующей последовательности: Random, Delta T,Parametr, Intervali vr, Erlang0, Koordin0, Erlang1, Koordin1, Erlang2, Koordin2, Erlang3, Koordin3. Затем, стобец А- заполняется псевдослучайными числами с помощью генератора Random; из основной панели выбирается f_x, потом СЛЧИС; ОК.

Протаскиванием заполняются нижележащие ячейки.

Затем, В – столбец заполняется натуральным логарифмом содержимого первого столбца с отрицательным знаком: =-LN(A2).

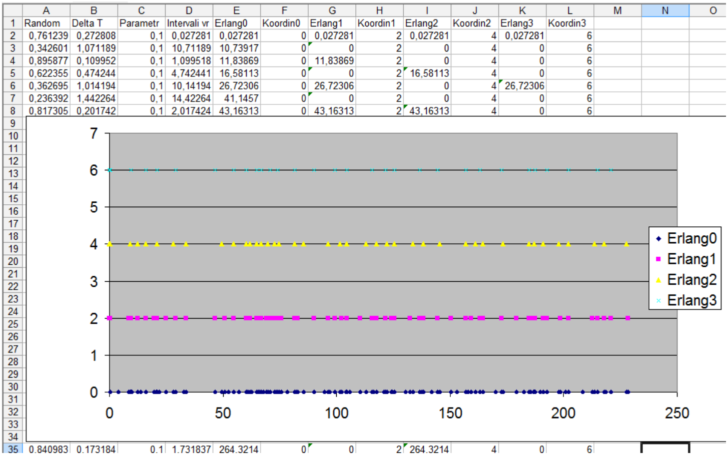
Затем, С- столбец заполняется параметром распределения потока, т.е. значением λ; в примере λ =0,1.

Затем, D - столбец заполняются случайными числами, которые показывают интервал времени между двумя соседними требованиями. Они определяются по формуле: =B2*1/C2.

Затем, Е - столбец заполняются случайными числами, которые соответствуют моментам начала событии; здесь E2=D2, E3=E2+D3.

Таким образом, в столбце Е3 получим поток Пуассона или Эрланга нулевой степени. Затем, F- столбец заполняются нулями, которые соответясвуют моментам времени начала событии.

При построении графика потока Пуассона столбец Е показывает момент начала вызовов, а F- показывает ординат их по вертикали (рисунок 13).



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O
1	Random	Delta T	Parametr	Intervali vr	Erlang0	Koordin0	Erlang1	Koordin1	Erlang2	Koordin2	Erlang3	Koordin3			
2	0,761239	0,272808	0,1	0,027281	0,027281	0	0,027281	2	0,027281	4	0,027281	6			
3	0,342601	1,071189	0,1	10,71189	10,73917	0	0	2	0	4	0	6			
4	0,895877	0,109952	0,1	1,099518	11,83869	0	11,83869	2	0	4	0	6			
5	0,622355	0,474244	0,1	4,742441	16,58113	0	0	2	16,58113	4	0	6			
6	0,362695	1,014194	0,1	10,14194	26,72306	0	26,72306	2	0	4	26,72306	6			
7	0,236392	1,442264	0,1	14,42264	41,1457	0	0	2	0	4	0	6			
8	0,817305	0,201742	0,1	2,017424	43,16313	0	43,16313	2	43,16313	4	0	6			
35	0.840983	0.173184	0.1	1.731837	264.3214	0	0	2	264.3214	4	0	6			

Рис.13 График потоков Эрланга различной степени

Алгоритмы имитационного моделирования потоков требований распределенных по законам равномерному, нормальному и Релея.

Ниже приводим обобщенные алгоритмы имитационного моделирования потоков требований распределенных по законам равномерному, нормальному и Релея на MS Excel; этот алгоритм дается в следующей последовательности;

Алгоритмы имитационного моделирования потоков требований распределенных по **равномерному закону**.

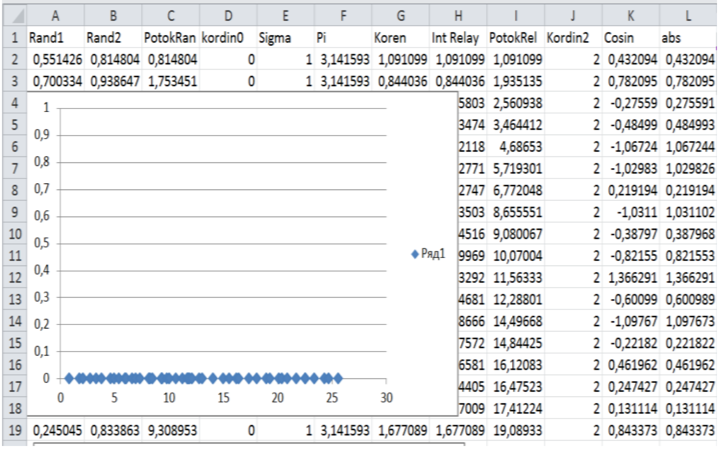
В первой строке выдаются названия столбцов и выполняемых операции; напрмер, Random1, Random2,PotokRan,Kordin0, Sigma, Pi, Koren, IntRelay,PotokRel, Koordin2, Kosin, Abs, Int Norm, PotokNorm, Koordin4....

Затем, столбец А- заполняется равномерно распределнными в интервале [0,1] псевдослучайными числами генератором Random; из основной панели инструментом выбирается f_x; затем, из раздела СЛЧИС выбирается случайное число, и нажатием OK получается первое случайное число; протаскиванием заполняется нижние ячейки.

Столбец B- также заполняется равномерно распределнными в интервале [0,1] псевдослучайными числами генератором Random; обьем случайных чисел выбирается из условия задачи.

Затем, столбец C- заполняется потоком равномерно распределенных чисел.

Далее, столбец D заполняется значением координат; т.е. Kordin0. Выделяя вместе столбцов C и D, выводим на экран график потока равномерно распределенных чисел (рисунок 14).



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
1	Rand1	Rand2	PotokRan	kordin0	Sigma	Pi	Koren	Int Relay	PotokRel	Kordin2	Cosin	abs
2	0,551426	0,814804	0,814804	0	1	3,141593	1,091099	1,091099	1,091099	2	0,432094	0,432094
3	0,700334	0,938647	1,753451	0	1	3,141593	0,844036	0,844036	1,935135	2	0,782095	0,782095
4								5803	2,560938	2	-0,27559	0,275591
5								3474	3,464412	2	-0,48499	0,484993
6								2118	4,68653	2	-1,06724	1,067244
7								2771	5,719301	2	-1,02983	1,029826
8								2747	6,772048	2	0,219194	0,219194
9								3503	8,655551	2	-1,0311	1,031102
10								4516	9,080067	2	-0,38797	0,387968
11								9969	10,07004	2	-0,82155	0,821553
12								3292	11,56333	2	1,366291	1,366291
13								4681	12,28801	2	-0,60099	0,600989
14								8666	14,49668	2	-1,09767	1,097673
15								7572	14,84425	2	-0,22182	0,221822
16								6581	16,12083	2	0,461962	0,461962
17								4405	16,47523	2	0,247427	0,247427
18								7009	17,41224	2	0,131114	0,131114
19	0,245045	0,833863	9,308953	0	1	3,141593	1,677089	1,677089	19,08933	2	0,843373	0,843373

Рис.14 График с равномерно распределенными интервалами.

Рассмотрим алгоритм моделирования **потока Релея.**

Для моделирования используется алгоритм (4,19), где *R1* – равномерно распределенное в интервале [0,1] псевдослучайные числа, ранее полученные в столбце B2.

Столбец E заполняется параметром, например, σ=1. Затем, F – столбец заполняется значением Пи.

Для моделирования случайных чисел распределнных по закону Релея в выбранной ячейке столбца G ставим знак равенства и из основной панели выбираем f_x; затем выбираем раздел КОРЕНЬ и нажимаем ОК.

В выбранную ячейку набираем - 2*LN(A2). Значение перемножаем на параметр сигма в разделе E2. Протаскиванием заполняется нижние ячейки.

Таким образом, H – столбец заполняется псевдослучайными числами распределенными по закону Релея. Эти числа по величине распределены по закону Релея; здесь I2= H2, I3= I2+ H3. Наконец, в столбце I3 получим поток распределения Релея.

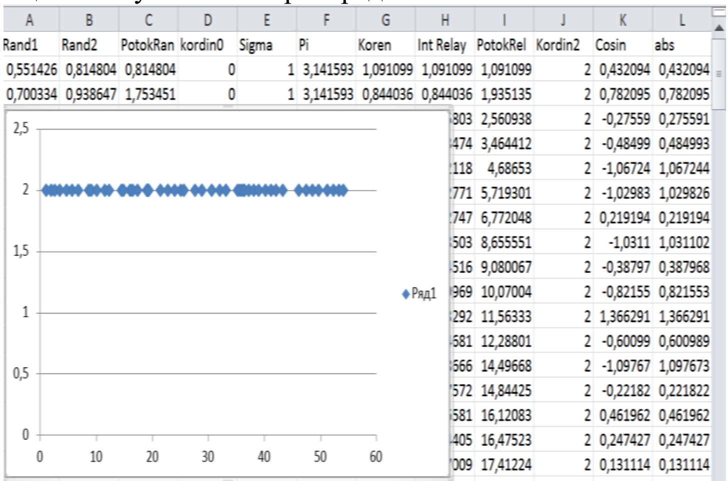


Рис. 15 График потока распределения Релея.

Затем, столбец J – заполняется двойками, они показывают координаты процесса.

При построении графика потока Релея в солбце I записиваются числа, которые показывают моменты времени начал событии процесса (рисунок 15).

Рассмотрим алгоритм моделирования **нормально распределенного потока.**

Для моделирования случайных чисел распределенных нормально применяется следующий алгоритм (15,16), где *R1* и *R2* – равномерно распределенные в интервале [0,1] псевдослучайные числа, ранее они получены в столбцах A2 и B2.

Этот алгоритм является продолжением ранее построенного алгоритма моделирования Релеевских чисел, т.е. остается перемножить ранее полученные значения на косинус.

Но в реальных случаях мы встречаем только **усеченно нормально распределенные потоки**, т.е. в потоке отрицательные числа отсутствуют.

Таким образом, если в столбце К расположены нормальные случайные числа, то в столбце L будут расположены **только положительные нормальные случайные числа**.

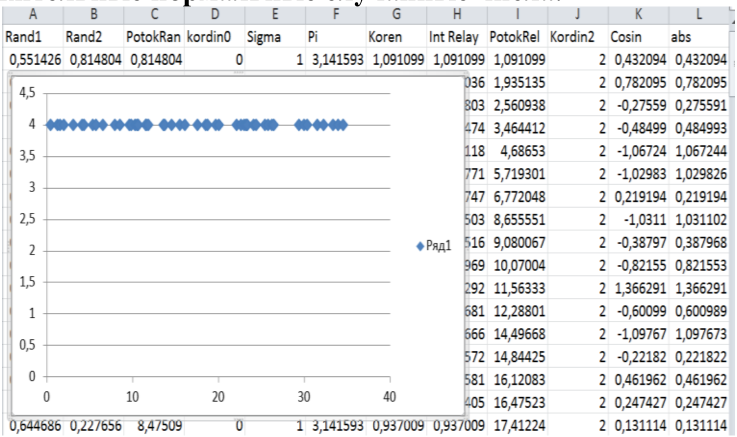


Рис.16 График усеченно нормально распределенного потока требований.

Из полученных положительных нормальных чисел построим поток и их записываем в столбец М.

А в столбец N записываем координаты нормальных чисел; в примере, число 4. На рисунке 16 показан график усеченно нормально распределенного потока требований.

Моделирование логарифмически нормально распределенного потока требований.

Для моделирования логарифмически нормально распределенного потока требований преобразуем нормально распределенные числа в положительную ось,т.е. берем **их абсолютные значения** в столбце G. Затем по ним находим функцию EXP (в столбце H). Координату (=3) распологаем в столбце I.

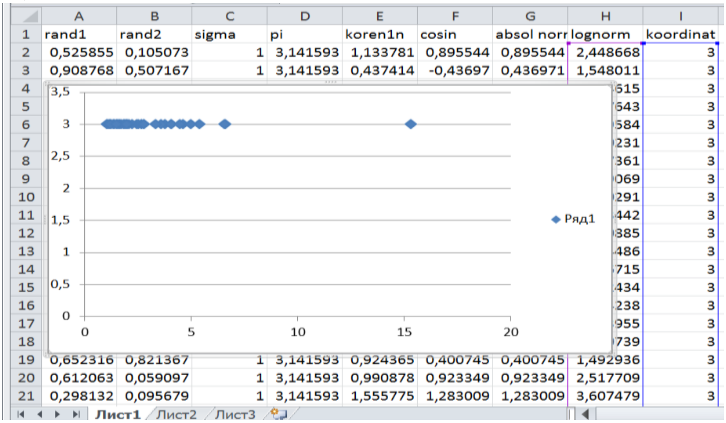


Рис.17.а График логарифмически нормально распределенного потока требований.

При *Sigma =1* точки показывающие моменты времени начала каждого события почти сливаются (рис.17.а). А при *Sigma =3* точки показывающие моменты времени начала каждого события расположены намного реже (рис.17.б).

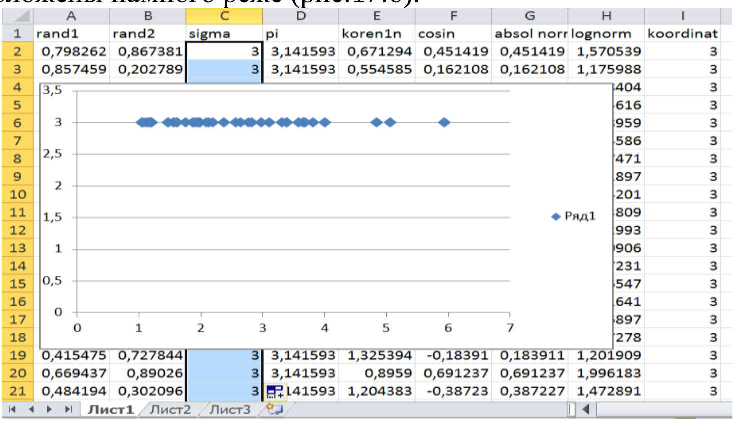


Рис.17.б График логарифмически нормально распределенного потока требований.

Алгоритм моделирования случайных чисел распределенных по закону Хи квадрат

Функция распределения случайных чисел по закону Хи квадрат имеет вид (29): $\omega(y)=\frac{1}{2^{\frac{m}{2}}\cdot \Gamma\left(\frac{ь}{2}\right)\sigma^2}\cdot\left(\frac{y}{\sigma^2}\right)^{\frac{ь}{2}-1}\cdot e^{-\frac{y}{2\sigma^2}}$; $y \geq 0$

здесь $\Gamma(x)$ – гамма функция.

Алгоритм моделирования случайных чисел по закону χ^2 степени m имеет вид (30): $y=\sum_{K=1}^{m} x_K^2$,

где x_K – нормальные случайные числа с номером K и параметрами $[0,\ \sigma^2]$. Они генерируются по вышеприведенному алгоритму. Ниже приведена программа написанная на Турбо Паскале.

Текст программы:

```
PROGRAM L9XiKvadrat;
USES CRT;
CONST PI=3.1415;SIG=1;LABEL OTU;
VAR X,Y:ARRAY[0..20] OF REAL;
   M,I:INTEGER;X2,X1,R1:REAL;
   WRITELN('ВВОД M=',M:2);
    BEGIN CLRSCR;
      Y[0]:=0;
      FOR I:=1 TO 20 DO BEGIN R1:=0;
      FOR J:=1 TO M DO BEGIN
           X2:=RANDOM;
     OTU: X1:=RANDOM;
     IF X1=0 THEN   GOTO OTU;
      X[J]:=SIG*SQRT(-2*LN(X1))*SIN(2*PI*X2);
      R1:=R1+SQR(X[J]); END;
```

```
Y[I]:=R1; WRITELN('Y[',I,']=',Y[I]:6:4);
END; END.
```

Ниже приведены графики Хи квадрат распределения; здесь в первом рисунке (рис.6.а) хи квадрат состоит из суммы четырех квадратов нормально распределенных сигналов.

Во втором рисунке хи квадрат состоит из суммы четырех квадратов нормально распределенных во времени потоков событий (рис.6.б) .

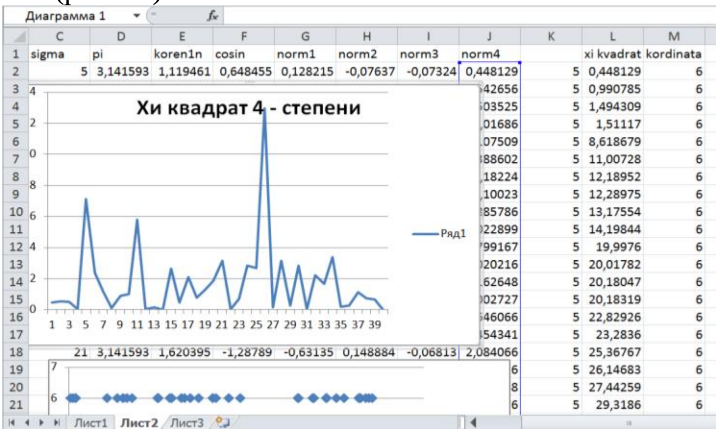


Рис. 18.а График хи квадрат распределенных сигналов

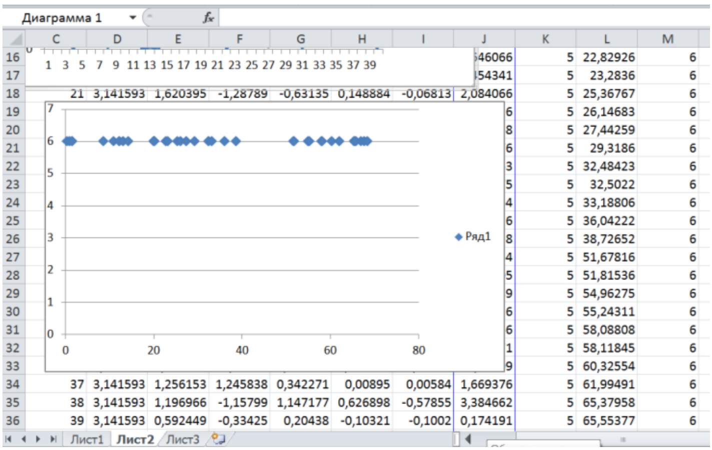


Рис. 18.б График хи квадрат распределенных потоков событий.

3. Выводы и заключения

На базах обобщенных моделей Крылова Н.Н., Кузьмина Б.И., Кловского Д.Д., Камнева Е.Ф. разработаны цифровые обобщенные имитационные модели реального времени, которые могут быть использованы не только для исследования, а также для прогнозирования и управления процессами в реальном времени.

Модели Релея, Райса, Хойта, Бэкмана, трехпараметрической и усеченно-нормальной могут быть использованы для иммитации в реальном времени сигналов с сосредоточенным спектром частот, а также для моделирования и исследования радиопомех со сосредоточенным спектром, т.е. радиопомех от соседних радиостанции.

А для исследования шумовых помех с широким спектром частот (атмосферные и индустриальные помехи) можно использовать Винеровские процессы первой и второй степени; в случае невысокой нестационарности (величина изменения матожидания не превышает величины дисперсии) используется Винеровские процессы первой степени, а в случае высокой нестационарности (величина изменения матожидания превышает величины дисперсии) используется Винеровские процессы второй степени.

Модели сигналов с усеченно нормальным законом распределения используются для иммитации краевых искажений в низкоскоростных каналах связи, а модели сигналов с логарифмически нормальным законом используются для иммитации искажении типа дробления кодовых посылок дискретного сигнала в тех же низкоскоростных каналах связи, для иммитации медленного замирания сигналов, а также в теории надежности для иммитации момента выхода из строя шарико подшипниковых систем.

А в условиях глубокого медленного замирания для иммитации используется марковские цепи. Но такие модели использовать в процессе управления неудобно. Более адекватно использовать модель нестационарного процесса со стационарными приращениями, предложенной Кловским Д.Д. Эта модель похожа на модель Винера второй степени и отличается величинами коэффициентов, которые определяют характер процессов. Окончательные результаты приведены в монографии автора [2].

Литература

1. ТУКУБАЕВ З.Б.,ТУКУБАЕВ А.З.*Алгоритмы моделирования, идентификации и управления стохастических процессов в информационных системах и сетях связи* // монография. Университет Дружбы народов имени акад.А.Қуатбекова, г.Шымкент,2022 . – С. 312.(на казахск.яз.).
2. ТУКУБАЕВ З.Б.,ТУКУБАЕВ А.З. *Алгоритмы цифрового моделирования,прогнозирования и адаптивного управления вероятностных процессов в информационных системах и сетях связи* //монография.Университет Дружбы народов имени акад.А.Қуатбекова, г.Шымкент,2023.– С. 332.(на каз.яз.).
3. ТУКУБАЕВ З.Б.,ТУКУБАЕВ А.З. *Ақпараттық жүйелерді жобалауда CASE-технологиясын қолдану әдістері мен алгоритмдері* //Оқу құралы. Акад.Ә.Қуатбеков атын. Халықтар Достығы Университеті,Шымкент қ.,2021ж.–Б.236 (на каз.яз.).
4. ТУКУБАЕВ З.Б.,ТУКУБАЕВ А.З. *Электр байланыс теориясы*// Оқу құралы. Акад.Ә.Қуатбеков атын. Халықтар Достығы Университеті,Шымкент қ.,2021 ж. –Б.215. (на каз.яз.).
5. ТУКУБАЕВ З.Б.,ТУКУБАЕВ А.З.*Криптология*// проф. Н.Ә.Қуатбеков редакциясында //Оқу құралы.Академик

Ә.Қуатбеков атындағы Халықтар Достығы Университеті, Шымкент қ. 2020. – Б. 214. (на каз.яз.).
6. ТУКУБАЕВ З.Б., ТУКУБАЕВ А.З.*Есептеу жүйелерінің архитектурасы,желілері және интерфейстері*// проф. Н.Ә.Қуатбеков редакциясында // Оқу құралы.Академик Ә.Қуатбеков атындағы Халықтар Достығы Университеті, Шымкент қ., 2019. – Б.321. (на каз.яз.).
7. ТУКУБАЕВ З.Б. *Ақпараттық желілерді моделдеу және басқару*//2-басылымы толықтырылған, Оқулық. Акад. Ә.Қуатбеков атын. ХДУ.Шымкент қ.,2019,–Б.230. (на каз.яз.).
8. ТУКУБАЕВ З.Б., ТУКУБАЕВ А.З. *Ақпараттық қауіпсіздік. Телекоммутациялық желілерде ақпаратты қорғау*// проф. Н.Ә.Қуатбеков редакциясында // Оқу құралы.Акад. Ә.Қуатбеков атындағы Халықтар Достығы Университеті, Шымкент қ., 2019.,–Б. 231. (на каз.яз.).
9. ҚУАТБЕКОВА Р.Ә., ТУКУБАЕВ З.Б.*Жасанды интеллект және нейро-анықсыз технологияға кіріспе.*Оқу құралы. Ә.Қуатбеков атын. Халықтар Достығы Университеті, Шымкент қ.,2019 ж.,–Б. 267. (на каз.яз.).
10. ТУКУБАЕВ З.Б., ТУКУБАЕВ А.З. *Компьютер желілері және телекоммуникациялар*//проф.Н.Ә.Қуатбеков редакциясында // Оқулық.Акад. Ә.Қуатбеков атындағы Халықтар Достығы Университеті, Шымкент: 2019.,–Б.336. (на каз.яз.).
11. КРЫЛОВ Н.Н., КУЗЬМИН Б.И. *Обобщенный закон распределения вероятностей непрерывной случайной величины.*Журн.Радиотехника, 1984,№4.
12. КАМНЕВ Е.Ф. и др. Методы обработки сигналов при наличии помех в линиях связи //Под ред Камнева Е.Ф.-М.: Радио и связь, 1985.-224с.
13. КЛОВСКИЙ Д.Д. *Передача дискретных сообщений по радиоканалам.* Изд. Второе, -М.: Радио исвязь.1982.-305с.
14. ТИХОНОВ В.И. Статистическая радиотехника.-М.:Радио и связь, 1982.

15. ИСКАМ В.Я.,ШАПЦЕВ В.А. *Свойства распределения Накагами-Райса-модели замираний сигналов*. Журн.Радиотехника, 1985,№1.
16. ЛЕВИН Б.Р. *Теоретические основы статистической радиотехники.* Кн.1,2,3.-М.: Советское радио, 1974-1976.
17. ТУКУБАЕВ З.Б. *Прототип динамической экспертной системы анализа фединговых каналов*. Электронная конференция НИИ "Управление большими системами"РАН, сер. Сист.анализ. www.ubs.mtas.ru
18. ТУКУБАЕВ З. Б. *Анализ статистических методов принятия решений в прототипе экспертной системы.* Электрон.конфер. ИПУ РАН "Управлен. Большими системами",сер.Управл.техн.систем и ТП, www.ubs.mtas.ru
19. ТУКУБАЕВ З.Б.*Моделирование и исследование алгоритмов динамического управления потоками сообщений в информационных сеях*// Электронная конференция ИПУ РАН: "Управление большими системами" сер. Управление техническими системами. www.ubs.mtas.ru
20. ТУКУБАЕВ З.Б.,УМАРОВ А.А. *Исследование потоков заявок, поступающих на веб-сервер организации* // Сборник трудов VII Молодежной школы-семинара молодых ученых "Управление большими системами".г.Пермь,2010. –с.369-373.
21. ТУКУБАЕВ З.Б.,УМАРОВ А.А.*Оптимизация распределения ресурсов и скорости обработки данных* (на прмере Международного казахско-турецкого университета им. А.Ясауи) //Электронный журнал "Вычислительные сети: теория и практика BC/NW",№1,(16), МЭИ,2010.
22. ТУКУБАЕВ З.Б. *Методы и алгоритмы распознавания фединговых сигналов в системах управления связью*, сб."Хабаршы" МКТУ им. Ясауи, Туркестан, №1, 2008.
23. ТУКУБАЕВ З.Б. *Прототип динамической экспертной системы анализа фединговых каналов*, «Вестник МКТУ», г.Туркестан N2,9-14, 2008.

24. ТУКУБАЕВ З.Б., ТУКУБАЕВ А.З. *Анализ статистических методов принятия решений в прототипе экспертной системы*//“Вестник МКТУ”,№2,Туркестан, 2008г.
25. ТУКУБАЕВ З.Б. *Методы и алгоритмы защиты компьютерной информации “Электронного Правительства”*. Элект. конф. УБС НИИ ИПУ РАН, www.ubs.mtas.ru
26. ТУКУБАЕВ З.Б. *Результаты моделирования разнесенного приема сигналов в условиях общей гауссовской модели замирания*, НТС “Техника средств связи”, вып.7, сер. Техника проводной связи, -М., 1989г.,- с.103-111.
27. ТУКУБАЕВ З.Б. *Моделирование разнесенного приема сигналов и вопросы прогнозирования в условиях общих гауссовскнх замираний*, НТС Техника средств связи, вып.6, сер. Системы связи,
-М., 1990г., с.16-24.
28. ТУКУБАЕВ З.Б. *Обобщенный алгоритм измерения, аппроксимации, моделирования и прогнозирования в управлении пространственно-временными каналами*. НТЖ АН РУ “Проблемы информатики и энергетики”//Под ред.акад.Кабулова В.К., изд. “Фан”, вып.5, Ташкент,1998 г.
29. ТУКУБАЕВ З.Б., ТУКУБАЕВ Б.З. *Обобщенный алгоритм измерения, аппроксимации, моделирования и прогнозирования в пространственно-временных каналах*.// Материалы международ. конф. “Вычислительные технологии и математич. моделирования в науке, технике и образовании”, ВТММ-2002,ч.5, Новосибирск-Алматы,2002. с.216-221.

DIGITAL GENERALIZED SIMULATION MODELS OF COMPLEX SIGNALS, INTERFERENCE AND REQUIREMENT FLOWS.

Tukubaev Zukhirkhan Beisekovich, doctor of technical sciences, professor (tukubaev1945@mail.ru). (Shymkent, Borili st., 2,

tel.8 707 601 69 25).
Tukubaev Aziz Zuhirkhanovich, master on specialty 05.13.01 - system analysis and management (aziz.tukubaev@live.com).
(Almaty, Gagarin st.,65,tel.8 701 552 65 65).

Abstract: Algorithms and programs for digital generalized simulation modeling of fading signals, complex interference and data flows in digital fading radio communication networks have been developed.

Key words: digital generalized simulation model, space-time radio channel model, atmospheric radio interference, radio interference from neighboring radio stations, intentional interference, high-speed interference and fading radio interference, probability density, real-time models.